



Texto Para Discussão  
Número 20

**Modelos Hierárquicos Dinâmicos e  
Previsão do Valor Agregado**

Annibal Parracho Sant'Anna

Dezembro - 92

Departamento de Economia

GV  
FE  
EAESP

MODELOS  
HIERARQUICOS  
DINAMICOS  
E PREVISAO DO  
VALOR AGREGADO

A. P. Sant'Anna

EAESP/FGV

## I. INTRODUÇÃO

Aparentemente, as decisões importantes sobre a receita pública ocorrem, no Brasil, fora do âmbito do Executivo. Este acostumou-se a encaminhar ao Congresso sucessivas proposições de mudança da legislação tributária, criando desde novas contribuições até novas sistemáticas de cálculo dos juros de mora. Por seu turno, o cada vez mais reduzido setor da economia que sustenta a carga tributária, pressionado pelas elevadas despesas incorridas para atender o cumprimento de obrigações acessórias, passou a incluir na sua matriz de custos os gastos com a contestação no Judiciário das cobranças dos tributos .

Este fenômeno pertence a um quadro geral de perda de eficiência do Setor Público, cuja explicação aqui não

cabe, mas que se realizou, no caso, através de um gradual acúmulo de funções no Ministério da Fazenda e correspondente esvaziamento dos seus órgãos de Administração Tributária: redução da sua participação na elaboração legislativa, na coordenação de estados e municípios e até na administração do seu próprio pessoal.

Mais viável do que constituir uma ordem tributária eficaz quaisquer que sejam as pessoas envolvidas é garantir instrumentos de apoio para os esforços concretos que administradores reais demonstrem possíveis de se fazer para simplificar e tornar mais eficiente a própria atuação. Mais fácil que aperfeiçoar normas legais é rever métodos gerenciais. Aos saltos na ordem jurídica, devem ser preferidos instrumentos de gerência de controle contínuo: revisão de alíquotas, direcionamento da fiscalização, etc.



A eficácia destes instrumentos depende, por sua vez, de fatores de ordem técnica e de ordem política. Por exemplo, de um lado, mecanismos de coleta e utilização da informação e, de outro, decisões estratégicas apontando para a valorização da eficiência.

Não há engenharia legal que elimine a motivação do contribuinte para reduzir o recolhimento dos tributos. Para as considerações de custos, riscos e vantagens competitivas que conduzem a esquivar-se ao pagamento, mais importante que a definição dos débitos é a consistência da estrutura de cobrança. E nesta, há dois pontos críticos: a vulnerabilidade a pressões para distorcer a programação da fiscalização e a disponibilidade de recursos para executá-la. Com respeito a uma grande variedade de tributos, agimos, simultaneamente, nesses dois pontos se

concentramos a fiscalização em um pequeno número de agentes econômicos selecionados segundo métodos automáticos. A notícia de que, a partir de um certo momento, ao mesmo tempo qualquer contribuinte pode ser fiscalizado e qualquer contribuinte selecionado para fiscalização pode ser examinado em maior profundidade tem um potencial de contenção da evasão fiscal muito superior ao de qualquer mudança na definição dos tributos.

Desenvolvemos anteriormente (Sant'Anna et alii, 1986, 1992) sistemas de avaliação da qualidade de serviços públicos baseados no ajustamento de modelos e na seleção automática dos pontos de mau ajustamento desses modelos. Discutimos, aqui, o uso de abordagem semelhante na seleção de amostras para a programação da fiscalização de tributos sobre o valor agregado ou, em geral, tributos cuja base

de cálculo deva apresentar correlação com o volume de algum recurso cuja utilização se possa medir com maior segurança.

A idéia básica é relacionar o recurso escolhido com impostos, produção e outros quaisquer resultados da sua utilização. Em um segundo nível hierárquico, é explicada a variação dos coeficientes dessa relação, em função dos outros recursos utilizados.

Na Seção seguinte, apresentamos formas de construir mecanismos para ajustar modelos hierárquicos dinâmicos aos dados disponíveis. A seguir tratamos de problemas específicos da adequação desse modelos à utilização proposta. Concluimos discutindo a viabilidade dessa aplicação.

## II. MODELOS HIERARQUICOS DINAMICOS

Os modelos hierárquicos dinâmicos, na formulação dada por Gamerman e Migon (1992) têm 3 componentes:

a equação da observação,

$$Y_{0t} = F_{1t}\beta_{1t} + v_{1t}, \quad (1)$$

a equação da estrutura,

$$\beta_{i-1,t} = F_{it}\beta_{it} + w_{it}, \quad (2)$$

para  $i = 2, \dots, n$ ,

sendo  $n$  o número de níveis da hierarquia,

e a equação da evolução,

$$\beta_{nt} = G_{nt}\beta_{n,t-1}. \quad (3)$$

Para a aplicação pretendida, a equação da observação relaciona o valor do recurso escolhido como indicador confiável da produção (por exemplo, o montante das compras de insumos declaradas para fins de crédito de imposto) em um dado período de tempo  $t$  pelo estabelecimento, com sua utilização. Esta é repre-

sentada pelas coordenadas de um vetor  $F_{1t}$  de valores das vendas, saídas ou, genericamente, produção de um conjunto de bens.

Para iniciar com o modelo mais simples possível, devemos sempre reduzir as variáveis em  $F_{1t}$  a um único fator, representando, por exemplo, no caso da primeira equação, o volume agregado de toda a produção. Constitui esta equação, de fato, uma aproximação linear para uma relação de insumo-produto macroeconômica e não para uma função de produção específica para dado tipo de estabelecimento, empresa ou setor de atividades. Assim, o vetor de parâmetros  $\beta_{1t}$  deve variar de uma observação para outra do mesmo instante  $t$ . Isto é representado pela segunda equação, a de estrutura, que relaciona cada  $\beta_{1t}$  com valores observados de vetores de novos fatores, representados por  $F_{2t}$ , que os possam fazer variar. No caso,

tais fatores serão dados pela utilização de outros recursos para a produção: mão de obra, equipamentos, etc. Esta relação entre os coeficientes de produtividade do insumo básico e a utilização de outros recursos também pode variar de uma para outra atividade ou de uma para outra região geográfica. Temos então um terceiro nível hierárquico, em que os coeficientes  $\beta_{2t}$  são explicados em função da identificação espacial e setorial do estabelecimento. E assim por diante.

Finalmente, a equação de evolução do sistema é destinada ao acompanhamento de mudança institucionais que afetem os parâmetros ao longo do tempo. Em Gamerman e Micon (1992), esta evolução temporal se dá no último nível da hierarquia e se transmite para os outros níveis pelas equações de estrutura.

O encadeamento dos coeficientes dificulta a computação, a menos que se conheçam de antemão, precisamente, as relações entre as variâncias das perturbações nos diferentes níveis. No nosso caso, para podermos fixar corretamente limites para caracterizar observações como surpreendentes é importante deixar tão livres quanto possível, essas relações entre dispersões. Para permitir isto, substituímos os parâmetros explicados nas equações estruturais pelos valores, observáveis, de seus estimadores de mínimos quadrados. Isto é, em vez de (1) e (2), usamos, para  $i$  variando de 1 a  $n$ ,

$$Y_{1-1,t} = F_{1t}\beta_{1t} + v_{1t},$$

e  $Y_{1t} = (F_{1t}^T H_{1t}^{-1} F_{1t})^{-1} F_{1t}^T H_{1t}^{-1} Y_{1-1,t}$ ,  $H_{1t}$  representando, a menos de um parâmetro de escala  $\sigma^2_{1t}$ , irrelevante para a determinação do estimador de mínimos quadrados, a variância da perturbação  $v_{1t}$ .

A diferença essencial entre esta formulação e a anteriormente referida surge ao se assumir independência das perturbações dos diferentes níveis hierárquicos, entre si e dos coeficientes das respectivas equações. Estas perturbações, para nós, afetam os diretamente observáveis  $Y_{it}$ , em vez de, para  $i$  diferente de zero, os parâmetros  $\beta_{it}$ . Essas duas hipóteses são inconciliáveis, muito embora se possa demonstrar que é reduzida a influência da sua correta especificação sobre os estimadores.

Todas as hipóteses de independência acima referidas são de fato condicionais na informação disponível até o instante precedente e nos parâmetros de escala,  $\sigma^2_{it}$ . Para permitir a livre evolução destes parâmetros ao longo do tempo, adicionamos, à equação (3), equações especificando a evolução da variância em



cada nível da hierarquia, através de, para  $G_{1t}$  matriz e  $k_{1t}$  escalar dados:

$$\text{Var}(\beta_{1t} | D_{t-1}, \sigma^2_{1t}) = \text{Var}(G_{1t} \beta_{1,t-1}),$$

$$\sigma^2_{1t} = k_{1t} \sigma^2_{1t-1}.$$

As matrizes de covariância das perturbações  $H_{1t}$  são supostas conhecidas, tanto quanto as matrizes de evolução  $G_{1t}$ . Estas últimas serão habitualmente identidade, mas poderão variar, por exemplo, para permitir a entrada ou saída de variáveis explicativas no modelo. Já as  $H_{1t}$ , em geral, não variarão com  $t$  e poderão ser obtidas por estimação prévia.

A especificação do modelo se completa com a forma da distribuição condicional e os valores iniciais dos seus parâmetros. Uma proposta de obtenção de tais valores de Blattberg e George (1991) foi testada com sucesso por Sant'Anna et alii (1992). No caso presente, sua aplicação depende de podermos iniciar com

coeficientes iguais para estabelecimentos com a mesma atividade econômica principal com média e variância estimadas ajustando modelos isolados para cada atividade. É claro que as funções de produção podem variar significativamente entre estabelecimentos com a mesma atividade, de modo que as indicações obtidas assumindo coeficientes idênticos no interior de cada agregado constituem apenas indícios, e não provas, de evasão fiscal. O caráter dinâmico do modelo proposto possibilita, entretanto, que se proceda, à medida que aumenta com o tempo o volume de dados, automaticamente, a desdobramentos dos agregados seguindo indicações fornecidas pela crítica dos resultados anteriores.

O ajustamento do modelo aos dados se faz iterativamente através de sucessivas etapas de predição das observações e atualização das distribuições. Pa-

ra descrever esse processo é preciso introduzir mais alguma notação. Denotemos por  $m_{1t}$  e  $a_{1t}$  os valores esperados de  $Y_{1t}$  condicionais, respectivamente, na informação até o instante  $t$  e até o instante  $t-1$  além de  $\sigma^2_{1t}$ . Analogamente, usemos  $C_{1t}$  para denotar  $\text{Var}(\beta_{1t} \setminus D_t, \sigma^2_{1t})$  e  $R_{1t}$  para denotar  $\text{Var}(\beta_{1t} \setminus D_{t-1}, \sigma^2_{1t})$ . Finalmente denotemos por  $n_{1t}$  e  $l_{1t}$  os números de graus de liberdade das distribuições de  $\sigma^2_{1t}$  dadas, respectivamente, as informações até o instante  $t$  e até o instante  $t-1$  e por  $s^2_{1t}$  e  $r^2_{1t}$  os valores esperados das mesmas distribuições.

Com esta notação, podemos descrever a etapa de predição através das equações de predição:

$$\begin{aligned} a_{i,t} &= F_{i+1,t} a_{i+1,t}, \text{ para todo } i < n, \\ \text{e } a_{nt} &= G_{nt} m_{nt} \\ \text{e } R_{1t} &= k_{1,t-1}^{-1} G_{1t} C_{1t} G_{1t}^T. \end{aligned}$$

Colhidos novos dados, são selecionados para a auditoria in loco os estabelecimentos para os quais os valores observados da variável dependente  $Y_{0t}$  não caibam em intervalos de confiança de amplitude previamente estabelecida em função da capacidade de fiscalização.

Ao mesmo tempo se realiza a atualização das distribuições para servir de base à predição seguinte. As distribuições atualizadas são dadas por

$$m_{1t} = a_{1t} +$$

$$R_{1t}F_{1t}^T(H_{1t}+F_{1t}R_{1t}F_{1t}^T)^{-1}(Y_{1-1,t}-F_{1t}a_{1t}),$$

$$C_{1t}=R_{1t}-R_{1t}F_{1t}^T(H_{1t}+F_{1t}R_{1t}F_{1t}^T)^{-1}F_{1t}R_{1t},$$

$$s_{1t}^2=r_{1t}^2+||Y_{1-1,t}-F_{1t}a_{1t}||_{(H_{1t}+F_{1t}R_{1t}F_{1t}^T)^{-1}},$$

$$\text{e } n_{1t} = l_{1t} + d_1,$$

$d_1$  denotando a dimensão do vetor  $Y_{1-1,t}$ .

### III. PROBLEMAS DA APLICAÇÃO

O ajustamento do modelo e a seleção das observações surpreendentes constituem uma etapa quantitativa e automática de um processo de auditoria que, localmente, nos pontos selecionados, tem de operar qualitativa e individualizadamente. A eficiência do sistema depende fundamentalmente de se definir, de forma rígida e precisa, a articulação dessas duas etapas: os estabelecimentos selecionados têm de ser fiscalizados e a avaliação dos resultados da fiscalização aproveitada para a revisão do modelo de seleção, segundo sistemáticas claramente formuladas e cumpridas.

Para que estas características, de automatismo e rigidez, não resultem em perda de eficiência da auditoria, é preciso que os mecanismos de seleção e revi-

são sejam flexíveis e ajustáveis. Isto pode ser conseguido, no caso da retroalimentação do modelo, através de mecanismos automáticos de inclusão de novas variáveis explicativas em resposta a indicações externas. No caso da seleção, mecanismos automáticos de subponderação das observações menos confiáveis podem contribuir no mesmo sentido.

A inclusão automática de novas variáveis explicativas pode ser feita sem invalidar as indicações das etapas anteriores. Para isto, basta supor nulo até o momento da inclusão o coeficiente da variável incluída. Isto é garantido pela possibilidade, dada pelas equações de evolução do sistema, de variar, a cada passagem, todos os parâmetros.

Como procedimento geral de construção do modelo, partimos de uma única variável explicativa a cada nível.

Vimos na Seção anterior que, no primeiro nível, esta variável única será um agregado de possivelmente vários produtos que constitui, aproximadamente, a base de cálculo do imposto. Este agregado poderá ainda ser modificado por valores de outras medidas que se suponha que o qualifiquem ou completem. Os pesos dessa combinação de uma variável originalmente representativa de um conceito chave com outras que ajudam a melhor quantificar esse conceito tem de ser determinados segundo um mecanismo bem definido. Um exemplo de construção de um tal algoritmo de ponderação que contempla a criteriosa inclusão de novas variáveis é dado a seguir.

A atribuição de pesos aos componentes cogitados é feita, inicialmente, por especialistas, através de mecanismos adequados de levantamento de opinião. Obtidos dados sobre tais possíveis compo-

nentes, passa-se a determinar, através da análise de componentes principais, a direção do espaço de observações melhor representada pelos vetores de dados observados e a correlação com esse componente principal dos vetores de observações de cada uma das medidas incluídas na composição da variável. Testa-se, a seguir, a correlação do vetor de pesos resultante das manifestações dos especialistas com o vetor de pesos dado pelas correlações com o componente principal. Uma estatística adequada para este teste é dada pelo clássico coeficiente de correlação de Spearman (ver Lehmann, 1975).

Rejeitada a hipótese de ausência de correlação entre os pesos obtidos pelos dois critérios, os pesos obtidos subjetivamente são mantidos, com eventual exclusão, apenas para simplificação operacional, das medidas que se revelem me-



nos correlacionadas com o componente principal e de menor importância para os especialistas. Podemos testar ainda a hipótese de que os coeficientes obtidos são adequados para representar o conceito que se pretende ter como variável explicativa no modelo não apenas em termos absolutos, mas também em termos da sua relação com a variável dependente. Isto corresponde a testar um modelo com todas as medidas entrando como variáveis explicativas e com a restrição de que seus coeficientes sejam proporcionais aos obtidos da forma acima. Modelos com restrições deste tipo são estudados em Sant'Anna (1991).

No caso de o teste de Spearman aceitar a hipótese nula, conclui-se que variáveis que medem outros conceitos estão distorcendo a medição do conceito supostamente representado pela variável inicial. É preciso, então, separar as me-

didas usadas, construindo uma nova variável a partir daquelas que contribuem para o componente principal mais do que as consideradas mais importantes pelos especialistas. Repetindo-se este procedimento, vai crescendo o número de variáveis explicativas  $F_{1t}$  no nível considerado. A verificação estatística dos resultados do ajustamento do modelo decidirá se as variáveis assim criadas devem ser mantidas.

Os pesos atribuídos são revisitos periodicamente. Por ocasião de tais revisões, todas as propostas de inclusão de novas informações podem ser avaliadas objetivamente. Testa-se primeiro a sua inclusão como componente de alguma variável explicativa já presente no modelo; aceita tal inclusão, passa-se a seguir ao teste da necessidade de criação de nova variável acima descrito.

Objeção ao uso de métodos automáticos de seleção mais comum que a de não levar em conta informações relevantes é a de escolher pontos onde o modelo não se ajusta por motivos puramente aleatórios, conduzindo ao desperdício de recursos que poderiam ser melhor aplicados onde já houvesse provas definitivas.

A maior vantagem da seleção automática é, justamente, permitir a seleção de indivíduos acima de qualquer suspeita. Além disto, o uso de um mecanismo automático de seleção não exclui a possibilidade de fiscalização em pontos não selecionados pelo mesmo. Não obstante, é importante reduzir tanto quanto possível a possibilidade de seleção de pontos em que o mau ajustamento decorra apenas de deficiências dos instrumentos de medição ou de erros semelhantes. No processo acima descrito, a determinação da matriz de

variância a cada passagem permite que se incorpore automaticamente a informação sobre o resultado das auditorias realizadas. A variância de cada ponto pode ser estabelecida em função de uma medida do sucesso das auditorias realizadas no próprio estabelecimento ou em estabelecimentos próximos segundo qualquer critério.

O mecanismo de retroalimentação acima descrito pode fornecer, como subproduto, uma medida da eficiência da fiscalização local, que, associada a uma medida do potencial dos pontos mecanicamente obtida do próprio critério de seleção, pode facilitar aos administradores avaliar a eficiência dos seus agentes. Outro possível subproduto do mecanismo de retroalimentação é a orientação automática da alocação de recursos às regiões onde a auditoria local se mostre capaz de produzir melhores resultados.

Além de informações externas, também informações extraídas do próprio conjunto de dados observados podem ser aproveitadas para evitar distorções do ajustamento devidas a procurar-se explicar pontos estranhos. Tais pontos são, freqüentemente, diferentes não apenas no que diz respeito à relação entre a variável dependente e o imposto, mas também no conjunto de muitas outras características. É de supor variância maior das perturbações aleatórias das medidas em áreas assim rarefeitas. Técnicas de identificação e atribuição de menores pesos aos pontos dessa natureza são discutidas em Figueroa (1992). Os mecanismos de ponderação aí desenvolvidos são baseados nas propostas de regressão robusta de Krasker e Welsch (1982), acrescentando-se um fator que leve em conta a proximidade da observação a ponderar daquela de maior

potencial de alavancagem no conjunto de dados disponível. O uso dessas técnicas permite reduzir a influência das observações raras no ajustamento do modelo, reduzindo desta forma a probabilidade de que outras observações sejam selecionadas apenas porque o ajustamento do modelo foi desviado, sem entretanto reduzir a probabilidade de serem afinal selecionadas para auditoria as observações raras.

#### IV. CONCLUSÃO

A importância de automatizar os mecanismos de seleção para auditoria, no que diz respeito à fiscalização do pagamento de tributos, pode ser estabelecida solidamente. A eficiência da utilização de um sistema automático depende de decisões administrativas, de uma gerência flexível da interação entre o ajustamento do modelo e a auditoria nos pontos selecionados e do uso adequado de técnicas estatísticas. No caso dos impostos sobre o valor agregado, e dos impostos sobre a produção em geral, a modelagem através de modelos hierárquicos dinâmicos abre perspectivas de incorporar diferenças e variações que garantam ao sistema a flexibilidade exigida. Novos métodos de construção de variáveis e ponderação de observações podem servir ao mesmo fim.

## REFERENCIAS

BLATTBERG, R.C. e GEORGE, E.I. (1991).  
Shrinkage Estimation of Price and  
Promotional Elasticities. JASA, 86, 304-15.

GAMERMAN, D. e MIGON, H. S. (1992).  
Dinamic Hierarchical Models. Relatório  
Técnico do LES-UFRJ nº 50.

FIGUEROA, L. F. F.. Ponderações de  
Direções de Influência. Tese de  
Doutorado, COPPE-UFRJ, 1991.

LEHMANN, E. L.. Nonparametrics.  
Holden Day, San Francisco, 1975.

KRASKER, W. S. e WELSCH, R. E.  
(1982). Efficient Bounded-Influence  
Regression Estimation, JASA, 77, 595-604.



SANT'ANNA, A. P., DORIGO, D. e  
SENNA, V. (1986). Modelo Estatístico de  
Auditoria. Previdência em Dados, 1,127-9.

SANT'ANNA, A. P. (1991). The Linear  
Model with Restricted Explanatory  
Variables. International Statistical  
Review, 59, 279-85.

SANT'ANNA, A. P., GAMERMAN, D. e  
MIGON, H. S. (1992). Um Modelo Integrado  
para Universidades Públicas. Texto para  
Discussão da EAESP-FGV nº 11.

TEXTOS JÁ PUBLICADOS.

- n° 01 - A PRAGMATIC APPROACH TO STATE INTERVENTION: THE  
BRAZILIAN CASE.  
Luiz Carlos Bresser Pereira
- n° 02 - THE PERVERSE MACROECONOMICS OF DEBT, DEFICIT AND  
INFLATION IN BRAZIL.  
Luiz Carlos Bresser Pereira
- n° 03 - A TAXA DE SALÁRIOS NA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO.  
Domingo Zurrón Ocio
- n° 04 - ACUMULAÇÃO DE CAPITAL, LUCROS E JUROS.  
Luiz Carlos Bresser Pereira
- n° 05 - INVESTMENT DECISION AND THE INTEREST RATE IN NORMAL  
AND EXCEPTIONAL TIMES.  
Luiz Carlos Bresser Pereira
- n° 06 - O IMPOSTO ÚNICO SOBRE TRANSAÇÕES (IUT).  
Marcos Cintra Cavalcanti de Albuquerque
- n° 07 - ALGUMAS CONSIDERAÇÕES ACERCA DA VIDA EM SOCIEDADE.  
Robert Norman Nicol
- n° 08 - O DÉCIMO PRIMEIRO PLANO DE ESTABILIZAÇÃO.  
Luiz Carlos Bresser Pereira
- n° 09 - THE VANISHING MOTIVATION TO SOLVE THE DEBT CRISIS.  
Luiz Carlos Bresser Pereira
- n° 10 - CRIME, VIOLÊNCIA E CASTIGO.  
Robert Norman Nicol
- n° 11 - UM MODELO INTEGRADO PARA UNIVERSIDADES PÚBLICAS.  
Annibal Parracho Sant'Anna  
Dani Gamerman (IM/UFRJ)  
Hélio dos Santos Migon (IM/UFRJ)
- n° 12 - IMPOSTO INFLACIONÁRIO E EFEITO OLIVEIRA-TANZI: UMA  
VERSÃO COMBINADA.  
Paulo Roberto Arvate
- n° 13 - WAGES, EFFICIENCY AND LABOR MARKET REGULATION IN AN  
INFLATIONARY ENVIRONMENT.  
Guillermo Tomás Málaga
- n° 14 - OS KEYNESIANOS NEO-RICARDIANOS E OS PÓS-KEYNESIANOS:  
COMENTÁRIOS A AMADEU E DUTT.  
Antonio Carlos Alves dos Santos

- nº 15 - THE RECENT BRAZILIAN TRADE LIBERALIZATION IN  
HISTORICAL PERSPECTIVE  
Gesner Oliveira  
Marcelo Allain
- nº 16 - PRÁTICAS ORÇAMENTÁRIAS PARTICIPATIVAS:  
UM ESTUDO DE CASO DE PREFEITURAS PAULISTAS  
Carlos A. C. Ribeiro  
Walter T. Simon
- nº 17 - LIBERALIZATION AND DEMOCRATIZATION IN THE CONTEXT  
OF A WEAK STATE AND A WEAKER CIVIL SOCIETY  
Luiz Carlos Bresser Pereira
- nº 18 - LATIN AMERICA AND EASTERN EUROPE:  
ECONOMIC REFORMS IN ABNORMAL TIMES  
Luiz Carlos Bresser Pereira
- nº 19 - WAGE POLICIES AND LABOR TURNOVER:  
AN EMPIRICAL ANALYSIS OF THE BRAZILIAN DATA  
Guillermo Tomás Málaga
- nº 20 - MODELOS HIERÁRQUICOS DINÂMICOS E PREVISÃO  
DO VALOR AGREGADO  
Annibal Parracho Sant'Anna

### **Importante**

Trata-se de uma versão preliminar de um trabalho a ser publicado oportunamente, estando, pois, sujeito a alterações, razão pela qual nenhuma parte deste poderá ser publicada sem a prévia autorização de seu autor.

Escola de Administração de Empresas de São Paulo da  
Fundação Getúlio Vargas

Departamento de Planejamento e Análise Econômica Aplicados à  
Administração (PAE)

Avenida Nove de Julho 2029  
São Paulo CEP 01313 Tel.: (55)(11) 284 2311  
BRASIL